

融资约束对会计师事务所变更的影响

王龙梅¹, 陈宋生², 张婉琪¹

(1.澳门科技大学 商学院, 澳门 999078;2.北京理工大学 管理与经济学院, 北京 100081)

摘要: 融资约束的微观经济后果对于事务所和客户关系的影响深远,并影响了审计契约的稳定性。基于信息不对称理论和声誉机制,通过收集A股非金融类上市公司2015—2018年数据,建立Logistic模型,并采用多元判别和排序逻辑回归两种方法构建融资指数,分析了融资约束与事务所变更之间的关系。结果表明:(1)融资约束程度越高,事务所发生变更的可能性越大,且事务所的变更越可能从高声誉变更到低声誉;(2)事务所变更后,客户获得了更清洁的审计意见,事务所的行业集中度减弱,客户的财务状况有所改善,但客户的融资成本和投资效率并没有显著变化,说明客户更换事务所主要是为了融资,事务所未起到公司治理作用,客户可能购买了审计意见;(3)只有客户产权性质和审计延迟调节了融资约束对事务所变更的影响。研究结论提醒监管部门和金融机构,应当更加重视事务所变更可能带来的影响。

关键词: 融资约束; 事务所变更; 盈余管理; 审计风险

中图分类号: F239

文献标识码: A

文章编号: 1009-3370(2020)06-0065-13

与国外相较而言,75%的中国上市公司认为,融资约束是限制其发展的重要障碍^[1]。居高不下的融资成本不仅会为企业的投资活动、经营活动和创新活动^[2]带来不确定性,也辐射和影响了审计行为^{[3][4]},并对审计契约的稳定性产生作用^[5],而事务所与客户的行为受审计契约约束^[6],反之也影响着审计契约的稳定性^[7-8]。会计师事务所作为资本市场的看门人,其与客户的关系区别于一般商业关系而具有独特性。事务所和客户的角色定位以及相互关系的内在动因导致了其关系的固化以及重构,并对审计独立性产生深远影响。鉴于此,事务所变更引起的审计关系的重构,会带来不良的市场反应,引发相关利益者的关注^[9]。因此,在融资约束的情境下研究事务所变更具有理论和实践意义^①:一方面,有助于提升作为第三方鉴证的审计监督职能,为更好地理解事务所变更提供经验证据;另一方面,从融资约束的视角对事务所变更展开研究,有助于决策者进一步思考改善融资手段,拓宽融资渠道,避免由融资约束带来不良辐射效应提供借鉴。

上市公司的财务报告需要第三方鉴证并出具审计报告。由于会计师事务所在审计流程和审计标准等方面存在差异,事务所变更势必会对公司会计信息质量产生影响,因此事务所变更作为重大事项广受关注。中国证监会对于变更事务所出台了具体的政策法规,要求上市公司对事务所变更情况编报重大事项并进行披露,并在必要时说明变更的原因。事务所变更事项的披露有助于信息使用者解析此行为的内涵信息,降低信息不对称从而起到保护投资者等利益相关方的作用。现有研究对于事务所变更的影响因素的研究主要集中于:财务困境^[10]、地域因素^{[11][13]}、公司治理和内部控制^{[12][13][17]}、会计师—客户关系^{[14][78]}、媒体监督和政府管制^{[15][89]}、财务重述^{[16][79]}、政治关联^[17]、公司战略^{[18][55]}等。虽然研究视角不同,但其研究目的都是帮助投资者剖析和解构事务所变更承载的信息含量,从而保护投资者利益^[19]。因此事务所变更一直是学者关注的热点问题,但目前从融资视角思考的文献鲜少。

本文选取2015—2018年上市公司数据为样本,研究了融资约束对事务所变更的影响,结果表明融资约束增大了事务所变更的可能性;融资约束程度越高,事务所越可能由高声誉事务所替换为低声誉事务所;事务所变更后,审计意见获得了改善,事务所的行业集中度减弱,客户的财务表现有所提升,融资成本并未有显著改变,投资效率也没有提高。另外,研究发现产权性质和审计延迟调节了融资约束对事务所变更的影

收稿日期:2020-04-26

基金项目:国家自然科学基金面上项目(71972011,71672009)

作者简介:王龙梅(1982—),女,博士研究生,国际会计师,E-mail:baorelongmei@126.com

①笔者访谈了德勤、普华永道、天职国际、致同等多家事务所合伙人,了解到客户因为融资约束而变更前任事务所的情况屡见不鲜,甚至成为某些后任事务所与客户议价的基础,严重干扰了审计市场的稳定。

响,稳健性检验证明结论依然成立。研究提供了融资约束影响事务所与客户关系重构的经验证据,并从事务所变更这一角度拓展了融资约束对审计契约稳定性影响的文献。

一、文献综述

融资约束问题一直备受业界关注,其对审计行业影响的研究由来已久。一方面,质量审计越高^[20]、事务所规模越大^[21]、机构投资者持股越多^[22],越容易降低外部融资成本,进而影响高投资机会集。审计师对客户出具非标意见^[23]以及非标内部控制意见时^[24],客户更可能遭遇融资约束。陈峻和袁梦^[25]研究发展融资约束情况下,审计费用过高会导致现金持有价值降低,审计费用增加的越多,现金持有价值反而越低。还有研究发现,供应链金融^[26]和客户披露社会责任^[27]也会减轻融资约束程度。前人的研究并未明确说明融资约束是否对事务所变更起作用及其作用机制,因此,这成为本文的研究契机。

引发事务所变更的动因有:客户追求更好的服务品质或者节省费用等^[28];ST(Special Treatment,指因财务状况异常而受到特别处理)、PT(Particular Transfer,指暂停上市的股票实施特别转让)类公司面临财务困境^[29];聘请同一地域的事务所^{[11][53]};公司治理结构不完善^{[12][9]};审计委员会的有效性^{[13][87]};签字审计师的去留^{[14][78]};战略是否激进^{[18][55]};公司是否财务重述^{[16][79]}。

综上所述,虽然已有文献探究了融资约束对审计行业的影响,但是聚焦融资约束对事务所变更这一视角的研究较少,事务所变更影响因素的研究并不匮乏,但是从融资约束角度出发考虑的研究仍属空白,本文尝试揭示融资约束与事务所变更之间的关系及其作用机制。

事务所变更是事务所与客户关系重构的主要体现,它可能会带来不良的市场反应^[30],财务报告重述^[31]和滞后的一系列问题。从债券市场角度而言,Mansi等^[32]发现审计师任期与债务资本成本呈负相关,前任审计师任期越长,后任审计师的审计费用越高^[33]。但是,上市公司更换高质量事务所时,可以向外界传递积极信号^{[15][89]}。

二、理论分析与研究假设

MM模型(Modigliani Miller Models)理论揭示了在完全的资本市场上,企业内外部融资成本相同,其为融资约束等相关问题的研究奠定了理论基石。然而,信息不对称理论揭示了多数情况下外部筹资成本较高,因此企业更倾向选择内部筹资。基于高回报的预期,外部投资进一步加剧了风险溢价,内外部融资成本差异不断扩大,最终形成了融资约束。理性的投资者以及债权人宁愿降低支付意愿或提高资本成本以减少投资风险,由此增加了融资费用。为降低道德风险和逆向选择给投资者和债权人带来的担忧,具有信息优势的一方试图向另一方传递积极信号。为缓解信息不对称带来的风险,管理者披露的审计报告有助于委托人进行监督管理。事务所作为第三方鉴证被投资者和债权人信赖,管理层为展示良好形象可能不惜改变审计契约从而购买“清洁”的审计意见,这就存在被动解约的可能。此外,当事务所在执业过程中发现管理层存在财务舞弊或粉饰报表等不当行为时,基于声誉机制和独立性的思考,为捍卫来之不易的声誉和公众的信任,很可能会选择主动辞聘或解约。

从事务所视角出发,前任事务所的主动辞聘可能源于其感知的风险。融资约束的企业发生舞弊和错报的可能性更大,通常会被视为高风险客户,审计师在风险评估和应对方面更加审慎,当风险超过可控范围时,可能引发事务所变更^[34]。从已知的事务所实践发现,辞聘行为的发生可能是为应对诉讼风险的发生。Choi等^[35]对比了不同行业责任风险对事务所份额的影响,研究表明风险高的行业,事务所的市场份额增速较风险低行业显著减缓。于是,感知的风险可能影响了融资约束对事务所变更的作用。曹圆圆和陈宋生^[36]认为,客户为获取事务所配合,可能会主动发起廉价谈话博弈。后任事务所依据接收到的信号,权衡利弊后发布清洁或非清洁的审计意见。事务所在此过程既可能出于底线思维^[37]表现为对客户的迎合,更可能会主动游说客户以获取业务。融资约束下,前任事务所的辞聘或解约以及后任事务所的逢迎加大了变更的可能性,由此提出如下假设:

假设1. 融资约束程度越高,事务所变更的可能性越大。

高声誉的事务所能够降低企业的融资约束,聘请高声誉事务所有助于提升国有企业融资能力^{[31][07]}。审计师声誉与首次公开发行股票上市公司债务融资能力正相关^[38]。聘请高声誉事务所向外界传递了正面信息,从某种程度上代表了公司的良好盈余质量,降低了企业融资成本并提高了融资能力^[39]。然而,当高声誉的事

务所备受质疑时,客户更可能更换事务所,由此来规避资本市场中股价的波动^[40]。

融资约束不明显时,客户的短期借款融资较为容易^[41]。随着融资约束程度的提高,为获得借款,客户通常采取两种方式:一种是表明愿意以更高的利率吸引债权人;另一种则是向借款人证明自身有更好的盈余质量,以正常的利率获得借款。较高的利率会减少借款人在项目中的利益,因为借款人一般是有限责任,利率的上升对借款人不产生实质影响,从道德风险视角观察,只要能够借到款项,高利率使得借款人追求高风险项目^[42]。也就是说,利率的上升可能会通过降低绩效而间接降低贷款获得偿付的可能^[43]。从逆向选择观察,在债权人无法区分借款人信誉好坏的情况下,更高的利率更容易吸引低信誉的借款人,因为与高信誉的借款人相比,低信誉的借款人更容易违约^[44],因而较少受到利率上升的影响。因此,债权人更愿意保持低利率,以便面对更多高信誉的借款人。高声誉的事务所或者更清洁的审计意见更有利于其向债权人发出一个信号,即客户有更良好的信誉,不容易违约^[45]。中介声誉假说表明,为维护良好声誉,高声誉事务所往往对外提供高质量的信息,然而客户为了避免非清洁意见带来债权人或投资者的关注而更换事务所,而事务所方面为了维持高品质的服务和独立性可能会主动解约,所以在融资约束后,事务所变更可能由高声誉事务所替换为低声誉事务所。由此提出如下假设:

假设2. 融资约束程度越高,事务所越可能从高声誉事务所变更到低声誉事务所。

从客户视角出发,融资约束可能引发企业的盈余管理行为^[46],进而影响事务所对错报风险的评估,可能变更事务所。张学谦和周雪^[47]发现可操控性应计利润与事务所变更正相关,徐江萍^[48]认为盈余管理是产生变更的根本原因。高盈余管理倾向的客户更有动机变更事务所。因此,融资约束可能通过盈余管理对事务所变更产生影响。

融资约束传递的负面市场信号可能会增大错报风险,职业怀疑下事务所可能据此更改审计计划,进一步扩大审计范围,因此公司被出具非标准审计意见的可能性增大。韩维芳和刘欣慰^[49]认为非标准审计意见影响下一年度的事务所变更事项。客户违反会计准则或者出现重大不确定事项时,事务所会根据客户的财务情况以及盈余管理程度等选择出具何种审计意见,因此客户的财务特征以及资金情况会影响其行为,进而影响职业怀疑和审计判断。融资约束给企业带来的不确定性提高了被出具非标准审计意见的可能性。

驱动事务所变更的重要原因源于客户汲取贷款的需求,由于原来的事务所不配合其获得更清洁的审计意见,而清洁的审计意见有利于客户获得融资。融资约束越紧,客户越可能通过获得更清洁的审计意见来获得贷款。为了达成所愿,客户期待变更事务所后出现更清洁的审计意见。周兰和耀友福^[50]认为变更事务所是审计意见购买的动机之一,由此提出如下假设:

假设3. 由融资约束带来事务所变更后,客户更有可能获得清洁的审计意见。

三、研究设计

(一)模型设定与变量定义

1. 变量定义

企业融资约束程度的度量广泛采用KZ(Kaplan-Zingales)指数^[51-52]。Kaplan和Zingales^[53]提出了融资约束指数的构建模型,由此延伸出的融资约束指数构建有两条路径。本文借鉴张悦玫等^[135],采用多元判断法计算得到KZ1指数,其中控制变量选取资产负债率($Lev_{i,t}$)、市值账面比($MB_{i,t}$)、股利支付率($Div_{i,t}$)、净营运资金与总资产的比值($NWC_{i,t}/TAT_{i,t}$)以及息税前利润与总资产的比值($EBIT_{i,t}/TAT_{i,t}$)。将企业规模作为样本预分组变量并将其按照升序进行排序。将样本切割为三组,前三分之一的样本作为低融资约束组,后三分之一的样本作为高融资约束组。在此基础上构建Logistic模型(1)进行二元逻辑回归,根据回归结果构建融资约束指数,指数越大说明融资约束程度越高。

$$KZ1 = \alpha_0 + \alpha_1 Lev_{i,t} + \alpha_2 MB_{i,t} + \alpha_3 Div_{i,t} + \alpha_4 NWC_{i,t}/TAT_{i,t} + \alpha_5 EBIT_{i,t}/TAT_{i,t} + v_{i,t} \quad (1)$$

另外,借鉴文献[54],对全样本按照经营性净现金流与上期总资产比、现金持有与上期总资产比、资产负债率、现金股利与上期总资产比、Tobin's Q进行如下分类:如果经营性净现金流与上期总资产比低于中位数则KZ21取1,反之为0;现金持有与上期总资产比低于中位数则KZ22取1,否则为0;资产负债率低于中位数则KZ23取1,反之为0;现金股利与上期总资产比低于中位数则KZ24取1,反之为0;Tobin's Q低于中位数则KZ25取1,否则为0。根据模型(2),将KZ2作为因变量采用排序逻辑回归方法,对经营性净现金

流与上期总资产比、现金持有与上期总资产比、资产负债率、现金股利与上期总资产比和 Tobin's Q 回归得到各个变量的系数。利用回归得到的估计结果可计算出每一家公司的融资约束指数 KZ2, KZ2 越大, 融资约束程度越高。

$$KZ2=KZ21+KZ22+KZ23+KZ24+KZ25 \quad (2)$$

2. 模型设定

借鉴文献[55-56], 为检验融资约束与事务所变更的相关关系, 提出如下 Logistic 模型

$$\begin{aligned} \text{Switch}_{i,t+1} = & \gamma_0 + \gamma_1 KZ1 + \gamma_2 \text{Lev}_{i,t} + \gamma_3 \text{ROA}_{i,t} + \gamma_4 \text{LOSS}_{i,t} + \gamma_5 \text{INFE}_{i,t} + \gamma_6 \text{MHOLD}_{i,t} + \\ & \gamma_7 \text{CR}_{i,t} + \gamma_8 \text{Growth}_{i,t} + \gamma_9 \text{SIZE}_{i,t} + \gamma_{10} \text{Violations}_{i,t} + \gamma_{11} \text{Tenure}_{i,t} + \\ & \gamma_{12} \text{SOE}_{i,t} + \gamma_{13} \text{BIG4}_{i,t} + \gamma_{14} Q_{i,t}^{qs} + \text{Year} + \text{Industry} + v_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \text{Switch}_{i,t+1} = & \gamma_0 + \gamma_1 KZ2 + \gamma_2 \text{Lev}_{i,t} + \gamma_3 \text{ROA}_{i,t} + \gamma_4 \text{LOSS}_{i,t} + \gamma_5 \text{INFE}_{i,t} + \gamma_6 \text{MHOLD}_{i,t} + \\ & \gamma_7 \text{CR}_{i,t} + \gamma_8 \text{Growth}_{i,t} + \gamma_9 \text{SIZE}_{i,t} + \gamma_{10} \text{Violations}_{i,t} + \gamma_{11} \text{Tenure}_{i,t} + \\ & \gamma_{12} \text{SOE}_{i,t} + \gamma_{13} \text{BIG4}_{i,t} + \gamma_{14} Q_{i,t}^{qs} + \text{Year} + \text{Industry} + v_{i,t} \end{aligned} \quad (4)$$

其中, 控制变量包括: 财务杠杆 (Lev_{i,t})、总资产报酬率 (ROA_{i,t})、亏损 (LOSS_{i,t})、审计费用 (INFE_{i,t})、管理层持股比例 (MHOLD_{i,t})、股权集中度 (CR_{i,t})、营业收入增长率 (Growth_{i,t})、公司规模 (SIZE_{i,t})、会计师事务所违规 (Violations_{i,t})、审计任期 (Tenure_{i,t})、产权性质 (SOE_{i,t})、事务所声誉 (BIG4_{i,t}), 变量定义如表 1 所示。

表 1 模型的变量定义

变量符号	变量名称	变量说明
Switch _{i,t+1}	事务所变更	下一期事务所发生变更则 Switch _{i,t+1} =1, 否则 Switch _{i,t+1} =0
KZ1	融资约束指数 1	借鉴魏志华 ^[54] , 采用经营性现金流量、股利、现金持有、资产负债率和 Tobin's Q 等变量构建指数
KZ2	融资约束指数 2	根据张悦玫 ^[15] , 选取资产负债率、股利支付率、市场价值与账面价值的比率、净营运资本与总资产的比值、息税前利润与总资产的比值构建 Logistic 模型得到指数
Lev _{i,t}	财务杠杆	负债总额/资产总额
ROA _{i,t}	总资产报酬率	(净利润+利息支出+所得税)/平均资产总额
LOSS _{i,t}	亏损	当年亏损则 LOSS _{i,t} =1, 否则 LOSS _{i,t} =0
INFE _{i,t}	审计费用	上市公司年报披露的审计费用的自然对数
MHOLD _{i,t}	管理层持股比例	管理层持股数与总股数的比值
CR _{i,t}	股权集中度	第一大股东持股比例
Growth _{i,t}	营业收入增长率	营业收入增长额/上年营业收入总额
ADA _{i,t}	应计盈余管理	修正的琼斯模型计算得应计盈余管理
SIZE _{i,t}	公司规模	期末资产总额的自然对数
Violations _{i,t}	会计师事务所违规	当面会计师事务所违规则 Violations _{i,t} =1, 否则 Violations _{i,t} =0
Tenure _{i,t}	审计任期	审计师任期年限
SOE _{i,t}	产权性质	国有控股则 SOE _{i,t} =1, 否则 SOE _{i,t} =0
Q _{i,t} ^{qs}	当期审计意见类型	当期为非标准无保留意见则 Q _{i,t} ^{qs} =1, 否则为 Q _{i,t} ^{qs} =0
BIG4 _{i,t}	事务所声誉	国际四大事务则 BIG4 _{i,t} =1, 否则 BIG4 _{i,t} =0
Year	年度	年度虚拟变量
Industry	行业	行业虚拟变量

(二) 数据来源和样本选择

本文选取 2015—2018 年沪深股两市 A 股上市公司为样本, 剔除金融行业公司和缺失样本后, 共得到样本 5 753 个。为控制极端值的影响, 对所有连续变量在 1%和 99%位置进行了缩尾处理。公司省份、产权性质方面的数据来自万德数据库, 其他数据均取自国泰安数据库, 并对事务所变更数据进行了手工筛选和整理。审计师任期在国泰安数据起始年份为 2015 年, 为了保持数据口径一致, 选取研究的开始时间为 2015 年。使用的统计和数据处理软件为 STATA16.0。

四、实证结果与分析

(一) 描述性统计

表 2 列示了变量的描述性统计结果。从表 2 中可以看出, Switch_{i,t+1} 的均值为 0.078, 说明在分析期内上市公司事务所变更的频率并不高。两种融资约束的度量中, KZ1 均值为 0.838, KZ2 均值为 1.164。指数越大,

说明融资约束程度越高。财务杠杆 $Lev_{i,t}$ 的均值为 0.422, 中位数 0.413, 说明模型的杠杆水平适中。总资产报酬率 $ROA_{i,t}$ 的均值为 0.064, 中位数为 0.054, 亏损 $LOSS_{i,t}$ 的均值为 0.038, 说明样本公司处于亏损状态的较少。管理层持股 $MHOLD_{i,t}$ 的中位数 0.122, 小于 50%, 表明高管持股比例只占较小比例, 与现实情况相符。审计任期 $Tenure_{i,t}$ 均值为 7.919, 即平均任期小于八年。事务所声誉 $BIG4_{i,t}$ 均值为 0.063, 中位数为 0.000, 说明在研究区间内, 上市公司中“四大”事务所审计的比例并不高, 大部分公司是由非“四大”审计进行的。

(二)相关性分析

表 3 报告了 Spearman 检验结果, 从表 3 中可以看出, $KZ1$ 与 $Switch_{i,t+1}$ 在 5% 的水平上显著正相关, $KZ2$ 与 $Switch_{i,t+1}$ 在 1% 的水平上显著正相关, 与预期一致。观察相关系数矩阵中可以看到 $Lev_{i,t}$ 与 $KZ1$ 的 Pearson 相关系数的绝对值最大为 0.782。计算方差膨胀因子, 发现各变量的结果均低于 10, 因此变量之间不存在严重的多重共线性问题。其中总资产报酬率与亏损的系数为 -0.321, 管理层持股比例与股权集中度的系数为 -0.283, 事务所违规与事务所声誉的系数为 -0.011, 事务所违规与审计任期的系数为 0.010, 事务所声誉与审计任期的系数为 -0.080, 审计师任期与事务所变更的系数为 -0.051, 均在合理范围。

表 3 相关性分析表

变量	Switch _{i,t}	KZ1	KZ2	Lev _{i,t}	ROA _{i,t}	LOSS _{i,t}	INFE _{i,t}	MHOLD _{i,t}	CR _{i,t}	GROWYH _{i,t}	ADA _{i,t}	SIZE _{i,t}	Violations _{i,t}	Tenure _{i,t}	SOE _{i,t}	BIG4 _{i,t}
Switch _{i,t}	1															
KZ1	0.001**	1														
KZ2	0.039***	-0.246***	1													
Lev _{i,t}	0.035	-0.782***	0.616***	1												
ROA _{i,t}	-0.051***	-0.001	-0.466***	-0.228***	1											
LOSS _{i,t}	0.046***	0.061***	0.159***	0.086***	-0.321***	1										
INFE _{i,t}	0.009	-0.551***	0.070***	0.412***	0.039	-0.006	1									
MHOLD _{i,t}	-0.056***	0.344***	-0.120***	-0.300***	0.159***	-0.039***	-0.251***	1								
CR _{i,t}	0.001	-0.174***	-0.063***	0.106***	0.075***	-0.017	0.146***	-0.283***	1							
GROWYH _{i,t}	0.002	-0.029	-0.088***	0.016***	0.282***	0.155***	0.021***	0.188***	-0.074**	1						
ADA _{i,t}	0.029	-0.010	0.050	0.076	0.052	0.063	-0.034	0.001	-0.023	0.108***	1					
SIZE _{i,t}	0.031**	-0.769***	0.102***	0.559***	0.031	-0.023*	0.724***	-0.326***	0.203***	0.038***	-0.014	1				
Violations _{i,t}	0.002	-0.001	0.010	-0.001	0.103	0.012	-0.002	0.037***	0.016**	-0.013	-0.002	-0.002	1			
Tenure _{i,t}	-0.051***	-0.024***	-0.057	-0.034	0.018	-0.008	0.049***	0.016***	-0.075***	-0.027***	-0.013	-0.003	0.010	1		
SOE _{i,t}	0.072***	-0.346***	0.113***	0.285***	-0.164***	0.031**	0.224***	-0.644***	0.258***	-0.186***	-0.030	0.347***	-0.026**	-0.052**	1	
BIG4 _{i,t}	0.031***	-0.206***	-0.027***	0.136***	0.028***	-0.019	0.328***	-0.180***	0.159***	-0.032	0.293***	0.293***	-0.011	-0.080***	0.163**	1

注: 括号中数字代表 z 值, 按照公司对标准误进行了聚类调整; *, **, *** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著。

(三)回归分析

表 4 第 2 列和第 3 列检验了融资约束与事务所变更之间的关系。其中 $Switch_{i,t+1}$ 为因变量, 融资约束 $KZ1$ 和 $KZ2$ 为自变量, 采用 Logistic 回归模型来检验融资约束与事务所变更之间的关系。结果显示融资约束指数 $KZ1$ 和 $KZ2$ 均在 1% 的水平上显著为正, 表明上市公司融资约束对事务所变更具有正向作用, 假设 1 得到验证, 即融资约束的发生增强了事务所变更的可能性。究其原因: 一方面, 融资约束下企业的管理行为受限, 为了强化相关利益者的信任, 企业更换事务所的动机增强; 另一方面, 融资约束给管理层带来的压力可能迫使其操纵财务报表, 当管理层与事务所存在意见分歧且无法消除时, 融资约束给审计契约带来的不确定性增加, 融资约束程度大, 不确定性也越大, 事务所变更的可能性越大。

表 5 反映了融资约束会带来前后事务所声誉变化的情况。用虚拟变量 $Change_{i,t}$ 代表前一年“四大”会计

师事务所与后一年非“四大”会计师事务所的差值,如果 $Change_{i,t}$ 为 1,说明事务所由“四大”事务所变为非“四大”事务所,其他情况设为 0。由回归结果可以看出,KZ1 和 KZ2 分别与 $Change_{i,t}$ 在 1%的水平上显著,表明融资约束程度加大了事务所从高声誉事务所变更到低声誉事务所的可能性,假设 2 成立。

表 6 反映了事务所变更后审计意见变化的情况。 $\Delta Q_{i,t}^{qs}$ 代表审计意见类型的变化,如果前期为非标准审计意见而后期为标准无保留审计意见,则 $\Delta Q_{i,t}^{qs}$ 为 1,否则为 0。由回归结果可以看出,Switch $_{i,t+1}$ 与 $\Delta Q_{i,t}^{qs}$ 在 5%的水平上显著,表明事务所变更与审计意见变化呈显著正相关,即事务所变更确实获得了更清洁的审计意见,假设 3 成立。

(四)作用路径分析

从以下三个方面探究融资约束影响审计师变更的路径:

第一,从声誉角度而言,融资约束通过声誉对事务所变更产生影响。参考刘明辉和汪玉兰^[57]对于声誉的度量,如果为“四大”会计师事务所审计则声誉为 1,否则为 0。从表 7 第 2 列和第 3 列可以看出,在控制了财务杠杆、总资产报酬率、亏损、审计费用、管理层持股比例、股权集中度、营业收入增长率、公司规模、会计师事务所违规、审计任期、产权性质、事务所声誉等因素的影响下,KZ1 和 KZ2 分别在 1%和 5%的水平上显著负相关,表明融资约束降低了企业的声誉,在声誉机制的作用下存在变更事务所的情况。

第二,从公司角度而言,融资约束通过盈余管理对事务所变更产生影响。本文采用修正的琼斯模型计算可操控性应计利润 $ADA_{i,t}$ 来度量盈余管理程度。表 5 第 4 列和第 5 列的结果显示,在控制了财务杠杆、总资产报酬率、亏损、审计费用、管理层持股比例、股权集中度、营业收入增长率、公司规模、会计师事务所违规、审计任期、产权性质、事务所声誉等因素的影响下,融资约束与盈余管理分别在 5%和 10%的水平上显著正相关,表明融资约束显著提高了企业的盈余管理水平。

第三,从事务所角度出发,融资约束通过审计风险对事务所变更产生影响。参考文献^[58]审计风险的度量方法,企业当年发生财务报表重述或受到证监会处罚,则说明审计风险 Risk 较高,此时 Risk 取 1,否则取 0。表 7 第 6 列和第 7 列列示了融资约束与审计风险的回归结果,在控制财务杠杆、总资产报酬率、亏损、审计费用、管理层持股比例、股权集中度、营业收入增长率、公司规模、会计师事务所违规、审计任期、产权性质、事务所声誉等一系列相关因素的影响后,融资约束与审计风险均在 5%的水平上正相关,表明融资约束增加了审计风险。审计风险的增加无疑会对理性的事务所产生影响,改变了审计契约的稳定性,由此审计风险是融资约束影响事务所变更的又一原因。

(五)进一步分析

1.融资约束与审计意见购买

在融资约束的情境下,如果客户为了清洁的审计意见而更换事务所,则存在审计意见购买动机。本文利用 Lennox^[59]检验融资

表 4 融资约束与事务所变更的回归结果

变量	(1) Switch $_{i,t+1}$	(2) Switch $_{i,t+1}$
KZ1	0.093*** (2.85)	—
KZ2	—	0.051*** (2.63)
Lev $_{i,t}$	0.581 (1.43)	-0.424 (-1.03)
ROA $_{i,t}$	-1.621 (-1.33)	-1.651 (-1.24)
LOSS $_{i,t}$	0.391* (1.65)	0.486** (2.04)
INFE $_{i,t}$	-0.161 (-1.32)	-0.126 (-1.03)
MHOLD $_{i,t}$	-0.576 (-1.63)	-0.560 (-1.58)
CR $_{i,t}$	-0.006* (-1.70)	-0.004 (-1.28)
GROWYH $_{i,t}$	0.071 (0.85)	0.108 (1.23)
ADA $_{i,t}$	1.138 (1.41)	1.208 (1.51)
SIZE $_{i,t}$	0.152* (1.90)	0.075 (0.99)
Violations $_{i,t}$	0.624(0.56)	0.629 (0.57)
Tenure $_{i,t}$	-0.071*** (-6.15)	-0.072*** (-6.25)
SOE $_{i,t}$	0.433*** (3.72)	0.422*** (3.62)
BIG4 $_{i,t}$	0.252 (1.26)	0.291 (1.46)
$Q_{i,t}^{qs}$	0.168 (0.44)	0.213 (0.55)
Constant	-3.618** (-2.57)	-1.927 (-1.53)
Year/ Industry	控制	控制
N	5 753	5 753
Pseudo R ²	0.042	0.041

注:括号中数字为 z 值;按照公司对标准误进行了聚类调整;*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

表 5 融资约束与事务所声誉变化的回归结果

变量	Change $_{i,t}$	
KZ1	0.422*** (2.90)	—
KZ2	—	0.314*** (2.77)
控制变量	控制	控制
Constant	5.061 (1.02)	7.669* (1.83)
Year/Industry	控制	控制
N	3 443	3 443
Pseudo R ²	0.402	0.413

注:括号中数字为 z 值;按照公司对标准误进行了聚类调整;*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

表 6 事务所变更与审计意见变化的回归结果

变量	$\Delta Q_{i,t}^{qs}$
Switch $_{i,t+1}$	0.551** (2.17)
控制变量	控制
Constant	3.844 (0.92)
Year/Industry	控制
N	3 259
Pseudo R ²	0.404

注:括号中数字为 z 值;按照公司对标准误进行了聚类调整;*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

表7 融资约束对声誉、盈余管理和审计风险的影响

变量	融资约束对声誉的影响 被解释变量:BIG4 _{i,t}		融资约束对盈余管理的影响 被解释变量:ADA _{i,t}		融资约束对审计风险的影响 被解释变量:Risk _{i,t}	
	KZ=KZ1	KZ=KZ2	KZ=KZ1	KZ=KZ2	KZ=KZ1	KZ=KZ2
KZ	-0.174*** (-3.13)	-0.137** (-2.05)	0.092** (2.37)	0.092* (1.69)	0.129** (2.32)	0.156** (2.15)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Constant	-48.302*** (-16.51)	-46.707*** (-17.70)	-4.048** (-2.71)	2.560** (-1.92)	-2.764 (-0.77)	-5.236* (-1.69)
Year/Industry	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	5 492	5 492	5 752	5 752	5 702	5 702
Pseudo R ²	0.399	0.401	0.032	0.032	0.102	0.106

注:括号中数字为z值;按照公司对标准误进行了聚类调整;*、**、***分别代表在10%、5%、1%水平上显著

约束与审计意见购买的相关关系,OP_{i,t}表示变更前后获得不清洁审计意见的概率之差,如果OP_{i,t}的系数显著为负,表明存在审计意见购买行为。表8列示了融资约束与审计意见购买的回归结果,在加入融资约束KZ1、KZ2和OP_{i,t}的交乘项后,可以看出交乘项KZ1×OP_{i,t}以及KZ2×OP_{i,t}的系数显著为负,与OP_{i,t}符号相同,说明融资约束与审计意见购买呈显著的正相关关系,即融资约束通过变更事务所促进了审计意见购买行为的发生。由此证明,客户存在审计意见购买动机。

2. 事务所变更后的融资约束

融资约束会影响事务所变更,那么在事务所变更后的融资约束是否切实获得了缓解采用事务所变更与融资约束变化的相关关系进行检验。表9中第2列和第3列Switch_{i,t+1}系数分别在1%和10%的水平上显著,表明事务所变更后融资约束确实获得了缓解。

3. 事务所变更后行业集中度情况

借鉴文献[37],本文采用赫芬达尔-赫希曼指数(Herfindahl-Hirschman Index, HHI)度量事务所行业集中度,检验融资约束是否对事务所行业集中度具有影响。采用融资约束与事务所变更年份ACCPER的交乘项来度量,其中变更年份为虚拟变量,如果当年发生变更,当年及以后年度为1,否则为0。从表10中可以看出,KZ1与KZ2系数显著为负,说明融资约束降低了事务所行业集中度,同时KZ1×ACCPER与KZ2×ACCPER的系数显著表明事务所变更前后,行业集中度显著下降。这进一步表明,会计师事务所行业集中化程度减弱,其原因可能在于客户无法取得清洁意见而放弃契约关系的维持,改变原事务所以获取更好的审计意见。

4. 事务所变更后客户财务情况

借鉴文献[60],采用Altman Z度量客户的财务情况,Z值越大表明企业的财务状况越好。表11中融资约束与事务所变更年份ACCPER的交乘项KZ1×ACCPER和KZ2×ACCPER均显著为正,说明事务所变更会改善客户融资约束对财务状况的影响,事务所变更后,财务状况较之前有所改善。

表8 融资约束与审计意见购买的回归结果

变量	(1)Switch _{i,t}	(2)Switch _{i,t}
OP _{i,t}	-4.413*** (-5.02)	-5.056*** (-5.82)
KZ1×OP _{i,t}	-0.031* (-1.75)	
KZ2×OP _{i,t}		-0.027** (-2.17)
控制变量	控制	控制
Constant	-2.792*** (-9.07)	-2.616*** (-8.86)
Year/Industry	控制	控制
N	5 753	5 753
Pseudo R ²	0.402	0.413

表9 事务所变更与融资约束变化回归结果

变量	ΔKZ1	ΔKZ2
Switch _{i,t+1}	-0.054*** (-2.89)	-0.109* (-1.92)
控制变量	控制	控制
Constant	-9.407*** (-10.42)	-6.423 (-9.74)
Year/ Industry	控制	控制
Adj R ²	0.299	0.138

注:括号中数字为z值;按照公司对标准误进行了聚类调整;*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著。

表10 行业集中度的回归结果

变量	(1)HHI	(2)HHI
KZ1	-0.002*** (-19.17)	—
KZ1×ACCPER	-0.025*** (-2.68)	—
KZ2	—	-0.001*** (-6.45)
KZ2×ACCPER	—	-0.010** (-1.98)
控制变量	控制	控制
Constant	0.215*** (71.49)	0.251*** (103.01)
Year/Industry	控制	控制
N	5 753	5 753
Adj R ²	0.268	0.103

注:括号中数字为z值;按照公司对标准误进行了聚类调整;*、**、***分别代表在10%、5%、1%水平上显著。

5. 事务所变更与融资成本

客户更换事务所后获得清洁审计意见,进而获得贷款,那么,客户是否进一步获得了低成本的贷款,即融资成本是否降低了呢? 融资成本 $INTCOST_{i,t}$ 采用年度利息支出与期末总负债进行度量^[61]。事务所变更与融资成本并非具有显著的相关关系(如表12所示),说明事务所变更并没有带来融资成本的显著变化,即事务所变更的动机并非为了降低融资成本,更可能是为了融资。

6. 事务所变更与投资效率

借鉴文献[62],本文测度了事务所变更对投资效率^[63-64]的影响,结果表明:事务所变更并没有带来显著的过度投资($Over_INV_{i,t}$)和投资不足($Under_INV_{i,t}$)的增长(表13第2列和第3列),而当客户的审计意见获得改善后,过度投资和投资效率同样也没有显著提高(表13第4列和第5列)。这进一步表明了客户获得有利审计意见后,融来的资金并没有得到有效利用,其投资效率并没有得到提升,可见,有利的审计意见并没有带来企业资源配置的优化,企业的管理水平并没有得到提升,事务所清洁意见未能发挥公司治理作用,更进一步证明,客户为了融资而购买了清洁的审计意见。

7. 调节作用分析

产权性质不同,融资难度不同。陆正飞等^[65]探讨了产权性质与过度负债之间的关系。刘笑霞等^[66]认为产权性质在某种程度上缓解了税收激进度对事务所变更的影响。我们进一步探索产权性质在融资约束对事务所变更的影响中所起的作用。由表14第2列和第3列可以看出,交乘项 $Violations_{i,t} \times KZ1$ 和 $Violations_{i,t} \times KZ2$ 的系数显著为负,说明产权性质缓解了融资约束对事务所变更的正向作用。究其原因,在政府的隐形担保下,国有企业在债务融资方面更具便利,“财务危机成本假说”认为,当国有企业面临财务危机时,更有可能获得财政资金支持,因此可能利用债务进行过度融资。

审计延迟反映了审计的努力程度。李明辉^{[60][10]}指出审计延迟和盈余管理在社会信任对事务所变更的作用中发挥了桥梁作用。在回归方程中引入审计延迟 $\ln ARL_{i,t}$ 以及审计延迟和融资约束的交乘项 $\ln ARL_{i,t} \times KZ1$ 、 $\ln ARL_{i,t} \times KZ2$ 来检验审计延迟的调节作用。表10第4列和第5列的结果表明,交乘项系数为显著为负,说明审计延迟在融资约束对事务所变更的影响中起到负向作用。因为审计的努力程度会改善其变更的概率和频率,因此当外因融资约束加速事务所变更发生的同时,审计努力会延缓这一过程的发生。

黄微平^[67]研究了年报违规上市公司的会计师事务所及注册会计师变更,其结果表明事务所变更以违规预谋为主,受不清洁审计意见和处罚影响而发生的事务所变更主要集中在违规之后。我们探究事务所违规在融资约束对事务所变更的影响中所起的作用。在引入交乘项后,从第6列和第7列的回归结果可以看出,交乘项的系数在10%的水平上显著,但 $Violations_{i,t} \times KZ2$ 的系数不显著,因此事务所违规的调节作用不成立。

表 11 客户财务情况的回归结果

变量	(1)Altman Z	(2)Altman Z
KZ1× ACCPER	0.054* (1.87)	-
KZ2× ACCPER	-	0.065** (2.44)
控制变量	控制	控制
Constant	-28.377*** (-5.89)	43.594*** (9.27)
Year/Industry	控制	控制
N	5 753	5 753
Adj R ²	0.335	0.201

注:括号中数字为z值;按照公司对标准误进行了聚类调整;*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著。

表 12 事务所变更与融资成本的回归结果

变量	INTCOST _{i,t}
Switch _{i,t+1}	-0.002 (-1.17)
控制变量	控制
Year/Industry	控制
N	5 753
Adj R ²	0.153

注:括号中数字为z值;按照公司对标准误进行了聚类调整;*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著。

表 13 事务所变更与投资效率的回归结果

变量	Over_INV _{i,t}	Under_INV _{i,t}	Over_INV _{i,t}	Under_INV _{i,t}
Switch _{i,t+1}	-0.014 (-0.98)	-0.001 (-0.07)	-	-
$\Delta Q_{i,t}^{qs}$	-	-	-0.081 (-0.85)	-0.006 (-0.95)
控制变量	控制	控制	控制	控制
Year/ Industry	控制	控制	控制	控制
N	972	2 968	972	2 968
Adj R ²	0.414	0.257	0.416	0.257

注:括号中数字为z值;按照公司对标准误进行了聚类调整;*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著。

表 14 调节作用的回归结果

变量	(1) Switch _{i,t+1}	(2) Switch _{i,t+1}	(3) Switch _{i,t+1}	(4) Switch _{i,t+1}	(5) Switch _{i,t+1}	(6) Switch _{i,t+1}
KZ1	0.092*** (2.67)					
SOE _{i,t}	0.002 (0.05)					
SOE _{i,t} ×KZ1	-0.432*** (-3.68)					
KZ2		0.092* (1.86)				
SOE _{i,t}		0.577*** (4.06)				
SOE _{i,t} ×KZ2		-0.105* (-1.93)				
KZ1			0.244** (2.37)			
ln ARL _{i,t}			0.148 (0.55)			
ln ARL _{i,t} ×KZ1			-0.075* (-1.67)			
KZ2				0.172*** (2.63)		
ln ARL _{i,t}				0.272 (0.91)		
ln ARL _{i,t} ×KZ2				-0.027** (-2.01)		
KZ1					0.094*** (2.88)	
Violations _{i,t}					0.505 (0.50)	
Violations _{i,t} ×KZ1					-0.416* (-1.75)	
KZ2						0.051 (1.25)
Violations _{i,t}						0.222 (0.21)
Violations _{i,t} ×KZ2						0.212 (0.82)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Constant	-3.630** (-2.57)	-1.913 (-1.52)	-4.293*** (-2.31)	-3.090** (-1.67)	-3.657** (-2.58)	-1.943 (-1.54)
Year/ Industry	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	5 753	5 753	5 752	5 752	5 753	5 753
Pseudo R ²	0.042	0.042	0.043	0.041	0.043	0.041

注:括号中数字为z值;按照公司对标准误进行了聚类调整;*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著。

五、稳健性检验

(一)内生性检验

根据研究假设,融资约束会对事务所变更产生影响,但事务所变更引起融资约束的可能性很小,因此反向因果产生的内生性问题可能性不大。另外,虽然研究已经尽可能地控制了影响事务所变更的主要因素,但仍不可避免遗漏变量和测量误差问题。因此,采用工具变量二阶段回归方法来缓解由上述原因导致的内生性问题。借鉴吕越等^[68],本文选取融资约束的滞后一期(LKZ1、LKZ2)和融资约束的滞后两期(2LKZ1、2LKZ2)作为工具变量,过度识别检验和弱工具变量检验结果表明,选择滞后变量作

表 15 工具变量二阶段回归结果

变量	Switch _{i,t+1}	KZ1	Switch _{i,t+1}	KZ2
	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段
KZ1	0.011** (2.01)			
KZ2			0.057*** (4.51)	
LKZ1		0.003 (0.28)		
2LKZ1		0.041*** (3.46)		
LKZ2				0.038*** (2.74)
2LKZ2				0.007 (0.53)
控制变量	控制	控制	控制	控制
Constant	-0.102 (-0.09)	22.604*** (21.62)	-0.298 (-0.43)	8.289*** (9.61)
Year/Industry	控制	控制	控制	控制
Kleibergen-Paap rk LM statistic		12.173		17.835
Hansen J statistic		0.709		0.132
N	2 325	2 325	2 325	2 325

注:括号中数字为z值;按照公司对标准误进行了聚类调整;*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著。

为工具变量是合适的。从表 15 中可以看出,二阶段回归结果显示,KZ1 和 KZ2 分别与 $Switch_{i,t+1}$ 在 5% 和 1% 的水平上呈显著正向关系。

(二)其他稳健性检验

1.替代解释变量

姜付秀等^[69]运用规模—年龄(Size Age,SA)指数度量融资约束程度。构建方程 $SA = -0.737 \times SIZE_{i,t} + 0.043 \times SIZE_{i,t}^2 - 0.04 \times AGE_{i,t}$, 控制变量包括: $SIZE_{i,t}$ 为期末总资产的自然对数; $AGE_{i,t}$ 为企业的成立年限。为了缓解内生性问题, 本文将控制变量 $SIZE_{i,t}$ 替换为期末总市值的自然对数 $INVALUE_{i,t}$ 来度量^{[52][55]}。SA 指数的大小反映融资约束的程度, 指数越小, 融资约束程度越大。表 16 列示了用 SA 替代解释变量 KZ1 和 KZ2 的回归结果, 可以看到 SA 在 5% 的水平上显著为正, 与前述结论一致。

2.剔除央企样本

2004 年《中央企业财务决算审计工作规则》指出, 同一会计师事务所承办企业年度财务决算审计业务不超过五年。但是上市公司数据表明, 一些中央型企业并未严格执行五年轮换的规定, 因此剔除央企样本再次进行回归, 以避免由强制变更带来的影响^{[56][10][70]}。从表 17 列示的回归结果可以看出, 结论依然成立。

3.排除换“所”不换“师”样本

签字注册会计师带走客户会导致事务所发生变更^[71], 为了排除这类换“所”不换“师”可能给研究带来的偏误, 本文排除这类样本重新进行回归, 整理数据发现, 在 2015—2018 年中共有 44 个样本出现了此种情况, 删除这些样本后重新对 5 709 个样本进行回归, 如表 18 所示, 结果不变。

4.自变量滞后一期

为控制可能的内生性问题, 所有自变量采取滞后一期数据重新回归。事务所变更通常发生于接近年报审计期间, 所以因变量 $Switch_{i,t}$ 使用当期数据, 结论依然稳健, 如表 19 所示。

5.控制变量采用变化值

为控制相关因素对 $Switch_{i,t+1}$ 的影响, 本文对 $Lev_{i,t}$ 、 $ROA_{i,t}$ 、 $SIZE_{i,t}$ 采用与上期对比的变化值作为控制变量进行回归, 表 20 列示了稳健性检验结果, 结论依然成立。

6.增加虚拟变量

审计作为第三方鉴证, 对企业而言, 如果其能以低价取得服务, 很有可能会采取变更事务所的策略。为此, 在模型中加入虚拟变量 Feeddown。当上期审计收费大于本期时, Feeddown 取 1, 否则取 0。表 21 的回归结果表明, 融资约束依然与事务所变更呈显著的正相关。

表 16 代理变量的回归结果

变量	$Switch_{i,t+1}$
SA	0.206** (2.08)
控制变量	控制
Constant	-3.486*** (-4.52)
Year/ Industry	控制
N	5 753
Pseudo R ²	0.043

注: 括号中数字为 z 值; 按照公司对标准误进行了聚类调整; *, **, *** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著。

表 17 剔除央企的稳健性检验

变量	(1) $Switch_{i,t+1}$	(2) $Switch_{i,t+1}$
KZ1	0.093** (2.52)	
KZ2		0.078* (1.71)
控制变量	控制	控制
Constant	-2.184 (-1.22)	-0.485 (-0.30)
Year/Industry	控制	控制
N	5 175	5 175
Pseudo R ²	0.045	0.044

注: 括号中数字为 z 值; 按照公司对标准误进行了聚类调整; *, **, *** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著。

表 18 排除换“所”不换“师”样本的稳定性检验

变量	(1) $Switch_{i,t+1}$	(2) $Switch_{i,t+1}$
KZ1	0.098*** (3.15)	—
KZ2	—	0.067*** (2.93)
控制变量	控制	控制
Constant	-3.528** (-2.57)	-1.837 (-1.53)
Year/Industry	控制	控制
N	5 709	5 709
Pseudo R ²	0.042	0.041

注: 括号中数字为 z 值; 按照公司对标准误进行了聚类调整; *, **, *** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著。

表 19 自变量滞后一期的稳健性检验

变量	(1) $Switch_{i,t}$	(2) $Switch_{i,t}$
LKZ1	0.045** (2.44)	
LKZ2		0.102** (2.21)
控制变量	控制	控制
Constant	-2.976 (-1.48)	-2.699 (-1.46)
Year/Industry	控制	控制
N	3 443	3 443
Pseudo R ²	0.050	0.044

注: 括号中数字为 z 值; 按照公司对标准误进行了聚类调整; *, **, *** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著。

表 20 控制变量采用变化值的稳健性检验

变量	(1)Switch _{i,t+1}	(2)Switch _{i,t+1}
KZ1	0.031* (1.74)	
KZ2		0.082** (1.96)
ΔLev _{i,t}	0.403 (0.37)	-1.044 (0.28)
ΔROA _{i,t}	-1.267 (-0.68)	-0.325 (-0.54)
ΔSIZE _{i,t}	-0.432 (-1.14)	-0.82 (-0.82)
其他原控制变量	控制	控制
Constant	-2.210 (-1.18)	-1.346 (-0.80)
Year/Industry	控制	控制
N	3 443	3 443
Pseudo R ²	0.045	0.047

注:括号中数字为z值;按照公司对标准误进行了聚类调整;*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著。

表 21 增加虚拟变量的稳健性检验

变量	(1)Switch _{i,t+1}	(2)Switch _{i,t+1}
KZ1	0.091*** (2.82)	
KZ2		0.051** (2.05)
Feedown	0.092 (0.66)	0.104 (0.74)
控制变量	控制	控制
Constant	-3.737*** (-2.62)	-2.082 (-1.03)
Year/Industry	控制	控制
N	5 753	5 753
Pseudo R ²	0.043	0.041

注:括号中数字为z值;按照公司对标准误进行了聚类调整;*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著。

六、结论

本文通过采集2015—2018年上市公司年度数据,从两种构建融资指数的方法出发,研究了融资约束与事务所变更的相关关系。实证结果表明,融资约束的程度越高,事务所发生变更的可能性也越大,事务所变更更有可能从高声誉变更到低声誉,并获得了更清洁的审计意见。为了探究作用机制,从声誉、客户和事务所三个角度进行了检验。而事务所变更后,事务所的行业集中度减弱,客户的财务状况有所改善,融资成本没有提升,客户获得了切实利益;当客户的审计意见获得改善后,投资效率也没有得到提升。另外研究发现产权性质和审计延迟调节了融资约束对事务所变更的影响。克服了内生性问题后,文章结论依然成立。

结合上述结论,本文获得如下启示和建议:(1)基于融资约束对事务所变更和审计契约稳定性的影响,缓解融资约束不仅对于公司正常运营意义重大,对于稳定审计市场的有效运行也具有现实意义;(2)事务所变更所涵盖和释放的信息被投资者和监管机构所关注,执行事务所变更信息的披露有利于完善资本市场、降低信息不对称;(3)会计师事务所在签订业务约定书之前,应全面评估客户的内外部融资情况,审慎地做出接受或者退出业务的决策。

参考文献:

- [1] 张悦玫,张芳,李延喜. 会计稳健性、融资约束与投资效率[J]. 会计研究,2017(9):35-40.
- [2] ZHANG D,ZHENG W. Does financial constraint impede the innovative investment? micro evidence from China[J]. Emerging Markets Finance and Trade,2020,56(7):1423-1446.
- [3] 吕伟. 审计师声誉、融资约束与融资能力[J]. 山西财经大学学报,2008(11):107-112.
- [4] 李海燕,厉夫宁. 独立审计对债权人的保护作用——来自债务代理成本的证据[J]. 审计研究,2008(3):81-93.
- [5] 刘斌,刘睿,王雷. 契约执行环境、审计师变更与债务融资[J]. 审计研究,2015(5):84-92.
- [6] FINLEY A,KIM M,LAMOREAUX P,et al. Employee movements from audit firms to audit clients[J]. Contemporary Accounting Research,2019,36(4):1999-2034.
- [7] CHEN H,LIU Q,LUO L,et al. The consequences of private relationship between audit partners and their clients[J]. Asia-Pacific Journal of Accounting and Economics,2019,26(6):659-683.
- [8] 吴勇,吴紫园,张焯. 服务转移视角下我国上市公司审计服务变更研究:基于PPM理论的文献综述[J]. 中国注册会计师,2017(5):85-89.
- [9] 谢盛纹,闫焕民. 事务所变更、信息隐藏及市场反应[J]. 审计与经济研究,2013,28(4):23-33.
- [10] 耿建新,杨鹤. 我国上市公司变更会计师事务所情况的分析[J]. 会计研究,2001(4):57-62.
- [11] 朱红军,夏立军,陈信元. 转型经济中审计市场的需求特征研究[J]. 审计研究,2004(5):53-62.
- [12] 朱小平,郭志英. 公司治理结构与会计师事务所变更的实证研究[J]. 审计与经济研究,2007(5):9-15.
- [13] 王雄元,张士成,高祎. 审计委员会特征与会计师事务所变更的经验研究[J]. 审计研究,2008(4):87-96.
- [14] 薛爽,叶飞腾,洪韵. 会计师—客户关系与事务所变更[J]. 会计研究,2013(9):78-83.

- [15] 戴亦一,潘越,陈芬. 媒体监督、政府质量与审计师变更[J]. 会计研究,2013(10):89-95.
- [16] 马晨,张俊瑞,杨蓓. 财务重述对会计师事务所解聘的影响研究[J]. 会计研究,2016(5):79-86.
- [17] HE K,PAN X,TIAN G. Political Connections,audit opinions,and auditor choice:evidence from the ouster of government officers[J]. Auditing:A Journal of Practice and Theory,2017,36(3):91-114.
- [18] 张蕊,王洋洋. 公司战略影响审计契约吗——基于中国资本市场的经验证据[J]. 审计研究,2019(2):55-63.
- [19] HABIB A,WU J,BHUIYAN M, et al. Determinants of auditor choice:review of the empirical literature[J]. International Journal of Auditing,2019,23(2):308-335.
- [20] 廖义刚,汪伟. 融资约束、独立审计与现金流的价值相关性——基于投资机会集视角的经验证据[J]. 中国注册会计师,2014(8):42-48.
- [21] 江金锁. 审计师规模与企业负债融资约束——来自中国上市家族企业的经验证据[J]. 财经问题研究,2010(7):75-80.
- [22] 李琰,张立民,邢春玉. 机构投资者、持续经营审计意见与融资约束——基于非国有企业的证据[J]. 中南财经政法大学学报,2016(6):58-67.
- [23] 朱凯,陈信元. 金融发展、审计意见与上市公司融资约束[J]. 金融研究,2009(7):66-80.
- [24] 顾奋玲,解角羊. 内部控制缺陷、审计师意见与企业融资约束——基于中国 A 股主板上市公司的经验数据[J]. 会计研究,2018(12):77-84.
- [25] 陈峻,袁梦. 融资约束、审计费用与现金持有价值[J]. 审计研究,2020(2):106-113.
- [26] 赵月丽,杨毅,龙泽海. 审计意见、供应链金融与中小企业融资约束——来自创业板上市公司的经验证据[J]. 金融发展研究,2017(5):44-50.
- [27] 罗珊梅,李明辉. 社会责任信息披露、审计师选择与融资约束——来自 A 股市场的新证据[J]. 山西财经大学学报,2015,37(2):105-115.
- [28] DEFOND M L,SUBRAMANYAM K R. Auditor changes and discretionary accruals[J]. Journal of Accounting and Economics,1998(25):35-67.
- [29] 耿建新,杨鹤. 我国上市公司变更会计师事务所情况的分析[J]. 会计研究,2001(4):57-62.
- [30] LU T. Does opinion shopping impair auditor independence and audit quality[J]. Journal of Accounting Research,2006,44(3):561-583.
- [31] ROMANUS R,MAHER J,FLEMING D. Auditor industry specialization,auditor changes,and accounting restatements [J]. Accounting Horizons,2008,22(4):389-413.
- [32] MANSI S A,WILLIAM F M,MILLER D P. Does auditor quality and tenure matter to investors? evidence from the bond market [J]. Journal of Accounting Research,2004,42(4):755-793.
- [33] KNECHEL W,NAIKER V,PACHECO G. Does auditor industry specialization matter? evidence from market reaction to auditor switches[J]. Auditing:A Journal of Practice and Theory,2007,26(1):19-45.
- [34] 姜涛,王怀明,陈筱雯. 上市公司违规处罚与审计师更换——基于“一会两所”处罚案例的分析[J]. 上海金融,2012(4):98-103.
- [35] CHOI J,DOOGAR R,GANGULY A. The riskiness of large audit firm client portfolios and change in audit liability regimes: evidence from the U.S. audit market[J]. Contemporary Accounting Research,2004,21(4):747-785.
- [36] 陈宋生,曹圆圆. 股权激励下的审计意见购买[J]. 审计研究,2018(1):59-67.
- [37] 曹圆圆,陈宋生. 审计师妥协与底线思维——以股票期权激励为研究契机[J]. 山西财经大学学报,2019,41(3):111-123.
- [38] 张嘉兴,余冬根. 产权性质、审计师声誉与债务融资能力——基于中国 2010—2014 年 A 股 IPO 公司的经验证据[J]. 财经论丛,2015(11):71-79.
- [39] 余冬根,张嘉兴. 审计师声誉影响企业债务融资成本和融资能力吗? ——基于 2010—2014 年 A 股上市公司的经验证据[J]. 中国经济问题,2017(1):111-120.
- [40] SKINNER J,SRINIVASAN S. Audit quality and auditor reputation:evidence from Japan[J]. The Accounting Review,2012,87(5):1737-1765.
- [41] 张凡. 金融发展、企业融资行为与融资约束缓解——基于微观结构理论的实证分析[J]. 财经问题研究,2015(7):122-128.
- [42] 洪正,王万峰,周轶海. 道德风险、监督结构与农村融资机制设计——兼论我国农村金融体系改革[J]. 金融研究,2010(6):189-206.
- [43] 代凯,邱倩. 利率市场化改革对企业融资约束的影响研究——来自我国上市公司的经验证据[J]. 金融监管研究,2019(6):70-84.
- [44] 耿得科,张旭昆. 公司声誉、财务信息与债务违约风险估计[J]. 经济与管理研究,2011(5):94-101.
- [45] 李鑫. 借款人声誉与风险识别——来自 P2P 网络借贷的证据[J]. 金融发展研究,2019(6):3-11.
- [46] 王积田,闫婷婷. 融资需求、盈余管理与公司资本配置效率[J]. 工业技术经济,2017,36(9):104-112.
- [47] 张学谦,周雪. 审计意见、盈余管理与审计师变更——来自中国证券市场的经验数据分析[J]. 统计与决策,2007(22):116-119.

- [48] 徐江萍. 盈余管理与审计师变更关系的实证研究[J]. 金融与经济, 2007(12):96-98.
- [49] 韩维芳, 刘欣慰. 非标意见内容是否影响审计师变更与审计收费? [J]. 审计与经济研究, 2019, 34(4):22-32.
- [50] 周兰, 耀友福. 媒体监督、审计师变更与审计意见购买[J]. 管理工程报, 2018, 32(2):159-170.
- [51] 姜付秀, 石贝贝, 李行天. “诚信”的企业诚信吗? ——基于盈余管理的经验证据[J]. 会计研究, 2015(8):24-31.
- [52] 徐思, 何晓怡, 钟凯. “一带一路”倡议与中国企业融资约束[J]. 中国工业经济, 2019(7):155-173.
- [53] KAPLAN S N, ZINGALES L. Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints? [J]. Quarterly Journal of Economics, 1997, 112(1):169-215.
- [54] 魏志华, 曾爱民, 李博. 金融生态环境与企业融资约束——基于中国上市公司的实证研究[J]. 会计研究, 2014(5):73-80.
- [55] 酒莉莉, 刘媛媛. 审计师-客户匹配度、审计师变更与审计费用[J]. 审计研究, 2018(2):64-71.
- [56] 李明辉. 社会信任对审计师变更的影响——基于 CGSS 调查数据的研究[J]. 审计研究, 2019(1):110-119.
- [57] 刘明辉, 汪玉兰. 事务所声誉、法律环境与审计合约稳定性[J]. 会计与经济研究, 2015, 29(3):78-89.
- [58] 朱文莉, 许佳惠. 自愿性会计政策变更、审计费用与审计意见——基于 A 股上市公司数据的研究[J]. 南京审计大学学报, 2018, 15(5):21-31.
- [59] LENNOX C. Do opinion shopping impair auditor independence and audit quality? [J]. Journal of Accounting and Economic, 2000, 29(3):321-337.
- [60] GENTRY R J, SHEN W. The impact of performance relative to analyst forecasts and analyst coverage on firm R&D intensity[J]. Strategic Management Journal, 2013, 34(1):121-130.
- [61] 谢盛纹, 廖佳, 陶然. 年报预约披露推迟、金融生态环境与债务融资成本——基于信息风险识别和风险补偿转化视角[J]. 管理评论, 2018, 30(12):200-211.
- [62] KRISHNAN G, ZHANG J. Do investors perceive a change in audit quality following the rotation of the engagement partner? [J]. Journal of Accounting and Public Policy, 2019, 38(2):146-168.
- [63] RICHARDSON S. Over-investment of free cash flow[J]. Review of Accounting Studies, 2006, 11(2):159-189.
- [64] 陈海红, 陈荣生, 罗少东. 政府审计提升投资效率研究[J]. 中国审计评论, 2014(2):21-38.
- [65] 陆正飞, 何捷, 窦欢. 谁更过度负债:国有还是非国有企业? [J]. 经济研究, 2015, 50(12):54-67.
- [66] 刘笑霞, 阳金云, 狄然. 公司避税活动对会计师事务所变更的影响[J]. 审计研究, 2019(4):75-82.
- [67] 黄微平. 关于年报违规上市公司的会计师事务所及注册会计师变更的研究[J]. 暨南学报(哲学社会科学版), 2007(3):47-53.
- [68] 吕越, 吕云龙, 包群. 融资约束与企业增加值贸易——基于全球价值链视角的微观证据[J]. 金融研究, 2017(5):63-80.
- [69] 姜付秀, 蔡文婧, 蔡欣妮, 等. 银行竞争的微观效应:来自融资约束的经验证据[J]. 经济研究, 2019, 54(6):72-88.
- [70] STEFANI U. The effects of mandatory audit firm rotation on client importance and audit industry concentration[J]. The Accounting Review, 2018, 93(1):1-27.
- [71] 谢盛纹, 闫焕民. 随签字注册会计师流动而发生的会计师事务所变更问题研究[J]. 会计研究, 2012(4):87-93.

Impact of Financing Constraints on Changes of Audit Firms

WANG Longmei¹, CHEN Songsheng², ZHANG Wanqi¹

(1. School of Business, Macau University of Science and Technology, Macau 999078, China;

2. School of Management and Economics, Beijing Institute of Technology, Beijing 100081, China)

Abstract: The microeconomic consequences of financing constraints have a profound impact on the relationship between audit firms and clients and affect the stability of audit contracts. Based on information asymmetry theory and reputation mechanism, a Logistic model was established by collecting the 2015 to 2018 data of A-share non-financial listed companies, the financing indexes were constructed by applying multiple discriminant method and sequential Logistic regression method, and the relation between financing constraints and audit firm changes was analyzed. The results show that the higher the extent of financing constraint is, the higher the possibility that an audit firm changes, and the priority of choosing the new audit firm is from high reputation to low reputation. After the change of an audit firm, the client would receive a clearer audit opinion. With the industry concentration of the audit firm weakening, the financial condition of the clients improve, but the financing cost and investment efficiency of the client do not significantly change, which indicate that the client changes the audit firm mainly for financing, while the firm does not play the role of corporate governance, because the client might pay for the wanted audit opinion. In addition, the study also found that only the nature of client property rights and audit delay moderate the effect of financing constraints on audit firm change. The findings remind regulators and financial institutions to pay more attention to the potential impact of firm changes.

Key words: financing constraints; change of audit firms; earnings management; audit risk

[责任编辑:宋宏]